

介護保険サービス地域差の統計的研究：都道府県別データによる検証

著者	松岡 佑和
雑誌名	武蔵野大学政治経済研究所年報
号	15
ページ	105-123
発行年	2017-10-31
URL	http://id.nii.ac.jp/1419/00000674/

介護保険サービス地域差の統計的研究

— 都道府県別データによる検証 —

松 岡 佑 和

1. はじめに

2000年に介護保険制度が施行され、市区町村を中心とした保険者の下、居宅・施設サービス、2006年からは地域密着型サービスが提供されている。介護保険サービスの第1号被保険者数（65歳以上人口）、利用者数は、それぞれ2000年度約2242万人、約1966万人（累計）から、2012年度約3093万人、約4873万人（累計）へと大幅に増加している。利用者増加に伴い、介護保険サービス費用額も2000年度約3.5兆円（GDP比.069%）から2012年度約8.3兆円（GDP比1.745%）へと増加し社会保障費として財政に与える影響も増大している。

介護保険制度に関しては、主に介護給付水準（被保険者1人あたり介護サービス量等）の決定要因に関する研究（安藤（2008）、田近・油井（2004）、油井（2006）、松岡（2016a））、医療・介護保険財政の推計や長期予測等の研究が行われてきた（Iwamoto and Fukui（2009））。また自治体間競争・空間的自己相関を検証した研究も存在する。山内（2009）では2001-03年都道府県パネルデータを用い介護保険施設における介護サービスの空間的自己相関を空間計量経済学的手法を用い分析し、近隣都道府県から正の影響を受けることを確認している。松岡（2016a）では2006-12年度保険者別データを用い、全ての介護サービス（合計・居宅・施設・地域密着型サービス）において空間的自己相関が存在することを空間計量経済学的手法を用いて確認し、近隣都道府県の保険者の影響も受けることを

示している。

これらの先行研究は介護保険財政を運営する立場（保険者、都道府県、国等）にとって重要な分析である。一方で被保険者、利用者の立場で介護保険制度を考えると、介護サービスへのアクセスの差等から生じる介護給付水準の地域差は重要な問題である。介護保険には医療保険同様に地域間でサービス量、介護保険料等が大きく異なることが知られている（厚生労働省（2014））。しかしながら、その分析の多くは記述統計による比較に留まっており、統計的な分析が行われているわけではない¹。先行研究において介護給付水準には自治体間競争・空間的自己相関が存在することが明らかとなっており、山内（2009）、松岡（2016a）では他都道府県の水準の影響も受けることが確認されている。介護給付水準に自治体間競争・空間的自己相関が存在するならば、地域間（自治体間）の介護給付水準は時間を経て収束をする可能性が高い。地域間における変数の水準の収束に関しては、Baumol（1986）、Barro and Sala-i-Martin（1992a）等で用いられた経済成長の収束分析の方法である σ 収束、 β 収束を用いた研究が存在する。 σ 収束とは標準偏差・変動係数が時間を通じて減少する過程、 β 収束とは1人あたり変数水準が低い地域は高い地域と比べより高い成長率を上げるという後進地域のキャッチアップ過程のことである。Baumol（1986）、Barro and Sala-i-Martin（1992a,b）、Sala-i-Martin（1996）等による国間、地域間の経済成長の収束分析をはじめ、Nixon（1999）、Hitiris and Nixon（2001）によるEU内国間の医療支出収束、Wang（2009）によるアメリカにおける州間の医療支出収束の研究が存在する。

本稿では、2000-12年度都道府県別パネルデータを用い、地域間（都道府県間）介護保険サービスにおいて、 σ 収束が生じているかを検証した²。介護保険制度下における介護給付水準の σ 収束を計測することには、下記の3点の意義があると考ええる。1つ目は、介護給付水準における自治体間競争・空間的自己相関の存在から、介護給付水準の収束が実際に生じているかを検証し、地域間介護給付水準の変遷の特徴を把握することが可能

なためである。2つ目は、介護給付水準の地域差が制度変更に伴いどのように変化したかを把握することが可能なためである。介護保険制度導入前(1999年以前)は、市町村・都道府県はそれぞれ「老人保健福祉計画」を作成し、主に老人福祉費の扶助費を用い、介護サービス提供を措置制度により行っていた。介護保険制度導入に伴い、市町村が介護保険制度の保険者となり、その事業計画においては市町村・都道府県ともに介護保険事業計画を作成し、それぞれの意向を調整する形が取られている(齊藤・山本・一圓(2002))。1999年都道府県別老人福祉費内扶助費の標準偏差(対数)・変動係数はそれぞれ(.082, 18.498)、2000/2012年都道府県別介護保険サービス費用はそれぞれ(.085, 19.840)、(.049, 11.030)である³。介護保険制度施行年のサービス量の標準偏差・変動係数は前年とほぼ変わらないが、12年を経て大きく減少している。介護保険制度へ移行し制度が浸透するに従い、介護給付水準の地域差がどう変化したかを分析することは意義があると考ええる。3つ目は、利用者・被保険者の厚生上の観点からである。介護給付水準の地域差が、後期高齢者割合、地域による家族介護の考え方の違い、介護保険料の違い等の地域特性を完全に反映したものであれば、その地域差の存在は認められる。しかしながら、保険者地域の地域特性を把握していると考えられる保険者(市町村)による地域密着型サービスの事業所公募状況において、50.81%の保険者が、施設数が整備目標に達しておらず、その58.2%が理由を応募がなかったためと答えている(畠山(2010))⁴。これらのことから、地域特性を反映した需給ギャップが完全に反映されていないことが示唆される。このような状況での介護給付水準の地域差は利用者・被保険者にとって望ましい状態と考えることは難しい。 σ 収束の存在により地域差縮小が示唆されれば、利用者・被保険者の介護サービスへのアクセスの差が減少しているのではないかと考えられる。

本稿で得られた結果は以下の通りである。全ての1人あたり介護給付水準(合計・サービス別)において、標準偏差・変動係数を用いた σ 収束

が確認された。これら収束は介護保険制度初期（2000-05 年）の方が 2006 年以降と比べ若干速い傾向であった。介護サービスを措置制度で行っていた 1999 年以前の扶助費（老人福祉費）と介護保険制度施行以後の介護保険費用に対し同様の分析を行った。いずれも σ 収束は認められ、介護保険制度下の方が収束速度が早いことを確認した。ただし、扶助費と介護保険費用の σ 収束の計測結果の差は小さく、収束の傾向は介護保険制度導入前より生じていたことが明らかとなった。

2 節では σ 収束の概念を説明し、3 節では分析で扱うデータ・変数について述べ、4、5 節で σ 収束の計測結果を提示する。6 節はまとめである。

2. σ 収束

本稿で用いる収束の計測・推定方法は、Barro、Sala-i-Martin 等による経済成長の研究（Barro and Sala-i-Martin (1992a,b)、Sala-i-Martin (1996) 等）で用いられた σ 収束の計測方法である。

経済成長の文脈で用いられる σ 収束とは（対数を取った）1 人あたり所得の国間 / 地域間の標準偏差が時間を通じて低下することである。Nixon (1999)、Wang (2009) では 1 人あたり医療支出が対象の変数となっている。Barro、Sala-i-Martin による一連の研究では（対数による）標準偏差が用いられているが、Nixon (1999)、Wang (2009) では対数を取っていない値を用いた変動係数が用いられている。変動係数とは、（標準偏差 / 平均） $\times 100$ と定義される尺度であり平均が異なる変数間の相対的なばらつきを比較することが可能な尺度である。例えば、1 人あたり所得と 1 人あたり医療支出では、当然前者の値が大きく、それに伴い標準偏差も大きくなる傾向がある。平均で除すことにより、異なる変数間の相対的なばらつきを比較することが可能になる。先行研究では、値の比率、増加率を減少させる対数か（Barro and Sala-i-Martin (1992 a,b)、Sala-i-Martin (1996)）、平均の増加を加味した変動係数が用いられている（Nixon

(1999)、Wang (2009))。変動係数を使用した場合、全体の変動の要因分解が可能になるため、どの変数の変動が全体の変動にどの程度寄与しているかを分析することができる。本稿では、対数を用いた標準偏差及び変動係数を用いた σ 収束を計測する。

3. 分析で扱うデータ・変数

本稿で扱うデータは厚生労働省 2000-12 年度『介護保険事業状況報告』の都道府県別パネルデータ (47 × 13) である^{5,6}。対象は 65 歳以上の第 1 号被保険者に限定した⁷。介護保険制度では、居宅・施設サービス⁸の事業指定権限は都道府県にあり、事業計画と併せ、介護サービス提供に関して都道府県の意向が反映されているという点で、都道府県別データを扱うことにも一定の意義があると考えられる。介護給付水準の指標として単位数を用いた。単位数を用いた理由として、給付額・費用額は単位数×単価で計算され、単価には物価が加味されており、純粋なサービス量としては単位数が適切であると考えたからである⁹。

1 人あたり介護サービス量である介護給付水準を 2 通り定義した。1 つ目は、単位数 / 利用者数である。単位数を用い、介護サービスを実際に必要とし利用した利用者を基準とした 1 人あたり介護給付水準である。合計・サービス別と分け、それぞれ合計単位数 / 合計利用者数、居宅単位数 / 居宅利用者数、施設単位数 / 施設利用者、地域密着単位数 / 地域密着利用者（地域密着は 2006 年度以降）と定義した。2 つ目は、単位数 / 被保険者数である。単位数を用い、介護保険料を支払う被保険者¹⁰を基準とし、財政負担面から見た 1 人あたり介護給付水準である。合計・サービス別に、それぞれ合計単位数 / 被保険者数、居宅単位数 / 被保険者数、施設単位数 / 被保険者数、地域密着単位数 / 被保険者数（地域密着は 2006 年度以降）と定義した。

また介護給付水準とは異なるが介護保険料（都道府県平均）、後期高齢

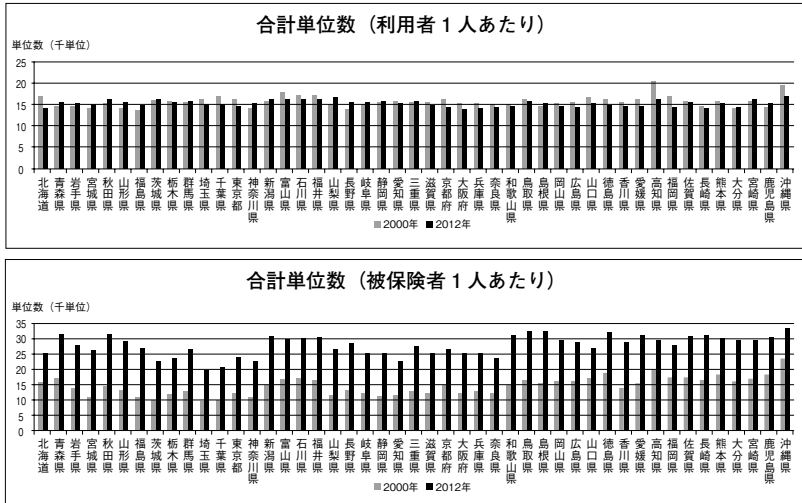
者割合、要支援・要介護認定率（全ての要支援・要介護度認定者数／被保険者数）においても、 σ 収束が存在するかを確認する。これらの記述統計（2000、2006、2012 年度）は表 1 である。

表 1 分析で扱う変数の記述統計

	2000 年			2006 年			2012 年		
	平均 (標準偏差)	最小値 最大値	変動係数	平均 (標準偏差)	最小値 最大値	変動係数	平均 (標準偏差)	最小値 最大値	変動係数
(1) 合計単位数／ 合計利用者数	15.744 (1.301)	13.752 20.564	8.246	14.446 (.756)	12.981 16.475	5.235	15.285 (.735)	13.944 17.054	4.81
(2) 居宅単位数／ 居宅利用者数	8.426 (.797)	6.617 10.053	9.458	9.314 (.761)	7.614 11.153	8.178	10.684 (.766)	8.847 13.274	7.17
(3) 施設単位数／ 施設利用者数	29.872 (1.307)	27.888 34.119	4.377	27.925 (.799)	26.568 30.776	2.862	28.775 (.633)	27.833 31.003	2.203
(4) 地域単位数／ 地域利用者数				22.266 (2.174)	16.193 25.395	9.756	22.561 (1.467)	16.781 24.92	6.502
(5) 合計単位数／ 被保険者数	14.712 (2.95)	9.859 23.842	20.058	21.089 (2.446)	15.569 26.468	11.601	27.826 (3.303)	19.817 33.179	11.871
(6) 居宅単位数／ 被保険者数	5.144 (.833)	3.490 7.061	16.199	9.631 (1.033)	6.979 12.285	10.735	13.957 (1.675)	10.544 19.105	12.003
(7) 施設単位数／ 被保険者数	9.567 (2.506)	5.841 16.833	26.193	9.894 (1.720)	6.748 13.678	17.384	10.609 (1.68)	7.376 13.896	15.837
(8) 地域単位数／ 被保険者数				1.563 (.737)	.506 3.742	47.159	3.258 (.999)	1.491 5.423	30.664
(9) 介護保険料 (月額)	2811.240 (292.444)	2146.744 3465.673	10.402	3991.829 (398.459)	3179.738 4857.905	9.981	4898.639 (369.968)	4238.322 5852.857	7.552
(10) 後期高齢者 割合	.423 (.022)	.370 .459	5.352	.480 (.037)	.379 .542	7.784	.514 (.038)	.415 .579	7.461
(11) 要支援・ 要介護認定率	.114 (.018)	.082 .160	15.771	.163 (.018)	.125 .206	11.551	.182 (.020)	.136 .223	11.053
サンプルサイズ	47			47			47		

出所：厚生労働省「介護保険事業状況報告」（平成 12、18、24 年度）。介護保険料第 1 期（2000-3 年度）は中澤克佳准教授（東洋大学）から提供して頂いたデータ（2828 保険者）、第 2 期以降は厚生労働省がホームページ上で公開したデータを用いた都道府県別平均値である。

表1から2000年度、2012年度の(1) 合計単位数／合計利用者数、(5) 合計単位数／被保険者数を都道府県別に比較した図が図1である。



出所：厚生労働省『介護保険事業状況報告』(平成12年度、平成24年度)

図1 介護給付水準の地域差

(1) 合計単位数／合計利用者数は2000年度、2012年度で値の大きな変化はない。これは単位数の増加率と利用者数の増加率が概ね同様であったからと考えられる。一方で、(2) 合計単位数／被保険者数は2000年度と比べ、2012年度が増加している。これは単位数、利用者数の増加率が被保険者数の増加率を上回っているからと考えられる。(1)(2)ともに2000年度、2012年度それぞれ全国で地域差が存在することがわかる。しかしこの図だけでは、地域差がどの程度なのか、またどのように変化したのかを把握することは難しい。次節において、地域差がどのように変動したかを σ 収束の概念を用い分析する。

4. 計測結果

(1) σ 収束の計測結果

表2では、表1で提示した記述統計量の変化（(1)–(11)まで）を統計的に把握した。平均・分散は対数を取った値、変動係数は平均で除され相対化されるため、そのままの値を用いた。

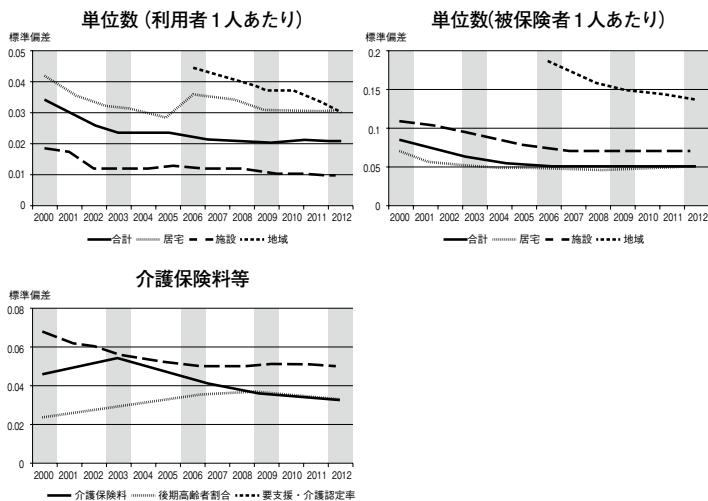
表2 平均・分散検定・変動係数比

	検定 2000 vs 2012			検定 2000 vs 2006			検定 2006 vs 2012		
	平均の差検定 (値:平均の差)	分散比率検定 (値:分散比)	変動係数比 (値:変動係数比)	平均の差検定 (値:平均の差)	分散比率検定 (値:分散比)	変動係数比 (値:変動係数比)	平均の差検定 (値:平均の差)	分散比率検定 (値:分散比)	変動係数比 (値:変動係数比)
	2000-2012	2000/2012	2000/2012	2000-2006	2000/2006	2000/2006	2006-2012	2006/2012	2006/2012
(1) 合計単位数／ 合計利用者数	.011	2.703***	1.717	.036	2.341***	1.578	-.024***	1.154	1.088
(2) 居宅単位数／ 居宅利用者数	-.103***	1.846**	1.319	-.043***	1.355	1.156	-.059***	1.362	1.14
(3) 施設単位数／ 施設利用者数	.015	3.874***	1.987	.029	2.309***	1.529	-.013***	1.677**	1.299
(4) 地域単位数／ 地域利用者数							-.006	2.231***	1.501
(5) 合計単位数／ 被保険者数	-.282***	2.569***	1.689	-.161***	2.796***	1.728	-.120***	.981	.977
(6) 居宅単位数／ 被保険者数	-.436***	1.845**	1.349	-.275***	2.252***	1.508	-.160***	.819	.894
(7) 施設単位数／ 被保険者数	-.053***	2.527***	1.653	-.022	2.185***	1.506	-.031**	1.156	1.097
(8) 地域単位数／ 被保険者数							-.340***	1.889**	1.537
(9) 介護保険料 (月額)	-.242***	2.009***	1.377	-.152***	1.144	1.042	-.089***	1.756**	1.321
(10) 後期高齢者 割合	-.083***	0.510	0.717	-.054***	0.453	.687	-.029***	1.125	1.043
(11) 要支援・ 要介護認定率	-.204***	1.888**	1.426	-.155***	1.803**	1.365	-.048***	1.047	1.045

注1：平均の差検定の値は前者の値から後者の値を引いたものである（2000vs2012なら2000年度・2012年度）。分散比率、変動係数比は前者／後者である。変動係数比に関しては分散検定を適用できないため、値のみである。平均、分散は対数を取った値の平均、分散である。

注2：***、**、*はそれぞれ1%、5%、10%、水準で平均の差検定、分散検定比率検定で有意。平均に関しては平均が増加したかについて、分散に関しては分散が減少したかについての片側検定である。

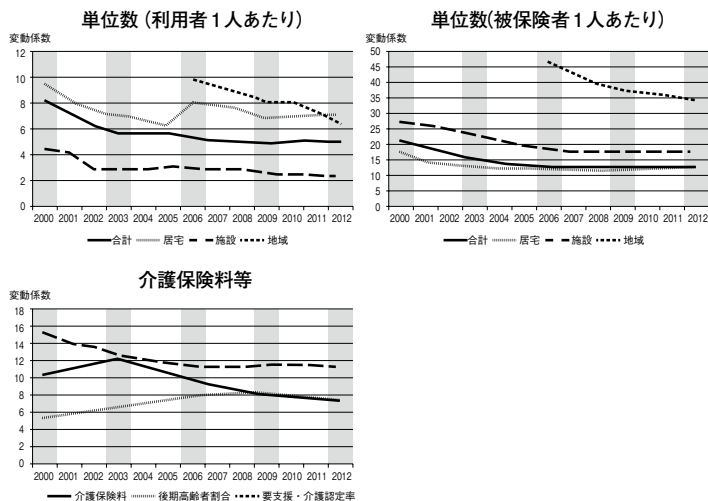
2000年から2012年、2000年から2006年、2006年から2012年への変化を平均の差の検定、分散検定を用いて平均、分散が変化したかを統計的に把握した¹¹。参考のために変動係数の比も掲載した。2000年から2012年の変化は、(1) 合計単位数（利用者数）(3) 施設単位数（利用者数）を除き、全て有意に増加している。サブサンプルを用いた2000/2006年、2006/2012年の比較により、(1) (3) の増加は2000/2006年の増加の影響のためと把握できる。分散比、変動係数比はそれぞれ1以上であれば標準偏差・変動係数が減少していると捉えることが出来る。分散比は平均が増加しているにも関わらず、2000/2012年、2000/2006年においては後期高齢者割合を除き、1以上であり多くの変数で有意に分散が減少していることがわかる。変動係数も同様に概ね1以上となっており、変動係数が減少していることがわかる。ただし、2006/2012年(5) 合計単位数（被保険者数）(6) 居宅単位数（被保険者数）では分散比、変動係数比ともに1未満であり標準偏差・変動係数の減少を確認することができない。これらのことから、標準偏差（分散）・変動係数の減少は主に介護保険制度初期の2000/2006年の間に生じていることが示唆される。2000-12年の(1)-(11)の標準偏差（対数値）、変動係数の時系列変化は図2、3である（網かけ部分は介護報酬改定に伴う制度変更年（2000, 03, 06, 09, 12年）である）。



出所：厚生労働省『介護保険事業状況報告』(平成12-24年度)。

注：網かけ部分は介護報酬改定年である。

図2 標準偏差の時系列データ



出所：厚生労働省『介護保険事業状況報告』(平成12-24年度)。

注：網かけ部分は介護報酬改定年である。

図3 変動係数の時系列データ

若干の変動はあるが、(10) 後期高齢者割合を除き、標準偏差・変動係数ともに減少傾向であり、 σ 収束は確認できる。(2) 居宅単位数（利用者数）が2006年に標準偏差・変動係数とも増加している。2006年は類似サービスである地域密着型サービスが施行された年であり、居宅サービス利用者に大きな影響を与えたと考えられる。介護保険料は2003年に標準偏差・変動係数ともに増加している。これは制度施行期の保険料設定の他保険者参照行動が非常に強かったためと考えられる¹²。後期高齢者の標準偏差・変動係数は2009年までは増加傾向であり、地域により高齢者の年齢分布が拡大した傾向にあったことがわかる。全体的に介護報酬改定等の制度変更による影響と思われる標準変数・変動係数の変化は確認できるが、平成の大合併による影響は明確ではない。合併により保険者数は2875（2001年度末）から、1580（2012年度末）へと減少している。特に多くの合併が行われた2004-5年においては、保険者数は1048減少している（2003年度保険者数－2005年度保険者数）。本稿の分析では都道府県データを扱っているが、合併により保険者の意思決定が大きく変われば都道府県合計の値にも影響を与える可能性が考えられる。しかしながら、2004-5年における標準偏差・変動係数は減少傾向にありながらも他の年と比べ極端なものではなく合併による大きな影響は確認することができない。

(2) 変動係数分解による変動要因分析

次に(5) 全単位数／被保険者数の変動係数をサービス別に分解し、どのサービスがどのように全体の変動に影響を与えているかを分析した¹³。(5) 全単位数／被保険者数は分子が各サービスの合算であり、分母が共通のため、(5) 全単位数／被保険者数＝(6) 居宅単位数／被保険者数＋(7) 施設単位数／被保険者数＋(8) 地域密着単位数／被保険者数（地域密着は2006年度以降）と分解することが出来る。このような特徴を持つ変数(5)は下記のように変動係数(CV)を分解することが出来る(Wang (2009))。

$$CV = \sum_i^3 w_i c_i$$

w_i は各サービス (i) が合計サービスに占める割合である (1 人あたり)。
 c_i はサービス別の変動係数 (CV_i) に各サービス (i) と合計サービス (いずれも 1 人あたり) との相関係数 (ρ_i) を掛けた値である ($c_i \equiv CV_i \times \rho_i$)。 (5) の変動係数をサービス別に分解し第 1-2 期 (2000-05 年)、第 3-5 期 (2006-12 年) (地域密着サービス導入以後) における増減を分析したのが表 3 である¹⁴。

表 3 変動係数分解による変動要因分析

2000-05年の変化	2000 年			2005 年			変化幅 (2005年-2000年)			
	$w_i c_i$	$w_i (\%)$	$c_i (p_i)$	$w_i c_i$	$w_i (\%)$	$c_i (p_i)$	$\Delta(w_i c_i)$	$\Delta w_i (\%)$	Δc_i	Δp_i
単位数 (被保険者)										
(6) 居宅単位数／被保険者数	3.595	34.967	10.238 (.634)	4.166	51.492	8.091 (.714)	.570	16.524	-2.192	.0793
(7) 施設単位数／被保険者数	16.462	65.032	25.313 (.966)	7.953	48.507	16.396 (.889)	-8.508	-16.524	-8.916	-.0768
合計 (5) 合計単位数／被保険者数	20.057	100%		12.119	100%		-7.937			
2006-12年の変化	2006 年			2012 年			変化幅 (2012年-2006年)			
	$w_i c_i$	$w_i (\%)$	$c_i (p_i)$	$w_i c_i$	$w_i (\%)$	$c_i (p_i)$	$\Delta(w_i c_i)$	$\Delta w_i (\%)$	Δc_i	Δp_i
単位数 (被保険者)										
(6) 居宅単位数／被保険者数	2.526	45.668	5.533 (.515)	4.273	50.161	8.519 (.709)	1.746	4.492	2.986	.194
(7) 施設単位数／被保険者数	7.125	46.919	15.187 (.873)	5.029	38.129	13.189 (.832)	-2.096	-8.790	-1.997	-.040
(8) 地域単位数／被保険者数	1.948	7.412	26.291 (.557)	2.569	11.709	21.943 (.715)	.620	4.297	-4.348	.158
合計 (5) 合計単位数／被保険者数	11.601	100%		11.871	100%		.270			

注：2006 年度から地域密着サービスが導入されたため、要因分析に一貫性を持たせるため 2000-05 年度 (第 1-2 期)、2006-12 年度 (第 3-5 期) に分けて分析を行った。

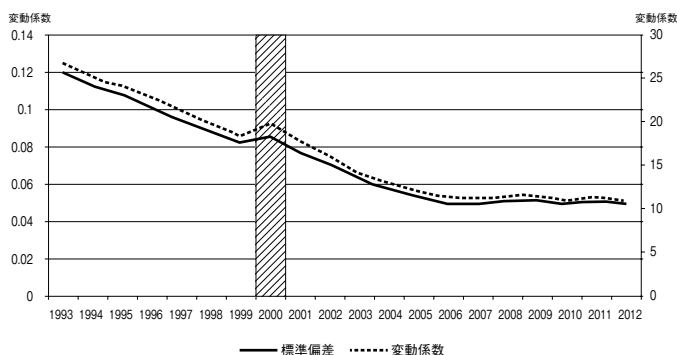
2000-05 年における変化において、(5) 合計単位数の変動係数は -7.937 変化しており、(6) 居宅単位数の (5) 合計単位数への変動係数に与える影響 ($w_i c_i$) は .570 と正であるが、(7) 施設単位数のあたえる影響が -8.508 と大きく負になっている。2000-05 年の合計サービスの変動係数の減少は主に施設サービスの影響が大きいとわかる。地域密着サービスが追加され 3 つの介護サービスとなった 2006-12 年における変化では、(5) 合計単位数の変動係数は .270 増加しており、(6) 居宅単位数と (8) 地域単位数が正、(7) 施設単位数が負の影響を与えていることがわかる。(8) 地域単位数の変動係数自体は減少しているものの、その値自体がもとから高く、 w_i (全体への割合) が増加したことにより、(5) 合計単位数に与える影響が正になっている (c_i 減少もその水準は高く、 w_i 増加のため、 $w_i c_i$ は増加)。これらのことから、地域密着型サービスは合計サービスの変動係数に正の影響を与えていることがわかる。

5. 介護保険制度以前の扶助費（老人福祉費）との比較

介護保険制度が施行される以前（1999 年以前）は、主に市町村目的別歳出・民生費内における老人福祉費内扶助費（以下、扶助費）により、現在の介護保険サービスで扱われる費用が歳出されていた¹⁵。2000 年度『地方財政白書』によれば、老人福祉費（都道府県・市町村合計）は 1999 年度の 5.4 兆円から 2000 年度 3.5 兆円へと大幅に減少している。また市町村老人福祉費内扶助費割合は 32.5%（1999 年）から 6.1%（2012 年）と大幅に減少している。扶助費等として一般会計から供給されてきた介護サービス¹⁶にかかる経費が介護保険特別会計へ移行したためである。扶助費が本稿で対象とした介護給付水準と必ずしも一対一に対応するわけではないが、介護保険制度以前において最も性質に近い統計と考えられる。

介護保険制度以前の扶助費と介護保険制度施行後介護給付水準の σ 収束を比較することにより、介護保険制度が介護給付水準の地域間収束にど

のような影響を与えたかを分析する。ここまでの分析では単位数を用いていたが、介護保険制度以前には単位という基準はなく、扶助費として費用額が計上されている。そこで本節では介護保険制度下における費用額として、被保険者1人あたりの介護保険費用を介護給付水準として扱い、高齢者1人あたり扶助費と比較する^{17 18}。図4が4節同様に σ 収束を計測した時系列データ（1993-99年（扶助費）、2000-12年（介護保険費用））である。



出所：扶助費（老人福祉費）は林正義教授（東京大学）に提供して頂いた総務省『市町村別決算状況網』（平成5-11年）の性別データ及びそれらに対応する『住民基本台帳要覧』。介護保険費用額は、厚生労働省『介護保険事業状況報告』（平成12-24年度）

注：網かけ部分は介護保険制度施行年（2000年）である。1999年までは高齢者1人あたり扶助費（老人福祉費）、2000年以降は被保険者（高齢者）1人あたり介護保険費用額である。

図4 扶助費（老人福祉費）・介護保険費用の標準偏差・変動係数の時系列データ

図4から、介護保険制度以前からも σ 収束が存在しており、 σ 収束は介護保険制度移行に伴い生じていたわけではないことが分かる。扶助費における標準偏差・変動係数1993年/1999年比、介護保険費用における（同じ6年後データ）2000年/2006年比はそれぞれ（1.472, 1.451）、（1.715, 1.766）となり介護保険制度下により若干 σ 収束が速まったことが確認できる。

ただし、扶助費と介護保険費用の σ 収束の分析結果の差はともに小さかった。このことから、 σ 収束は介護保険制度導入前より生じており、制度導入以降もほぼ変わらないスピードで σ 収束が維持されていたと考えられる。ただし2006年以降の標準偏差・変動係数はほぼ減少せず一定の値に収束しており、介護保険制度導入前の傾向は介護保険制度初期（2006年前後）まで続いていたと考えられる。

6. 結語

本稿では厚生労働省2000-12年度『介護保険事業状況報告』都道府県別パネルデータを用い、都道府県間1人あたり介護給付水準（単位数／利用者数・単位数／被保険者数の2つの指標）及び介護保険料、後期高齢者割合、要支援・要介護認定率において σ 収束が存在しているかを統計的に分析した。標準偏差・変動係数を用いた σ 収束は全ての介護給付水準指標において確認された。介護保険料、認定率においても σ 収束は確認され、これらの σ 収束は介護給付水準の σ 収束の原因の1つとして示唆された。またこれら収束は介護保険制度初期（2000-05年）の方が2006年以降と比べ若干速い傾向であった。また介護サービスを措置制度で行っていた1999年以前の扶助費（老人福祉費）と介護保険制度施行以後の介護保険費用額に対し同様の分析を行い、介護保険制度下により若干 σ 収束が速まったことが確認した。ただし収束の傾向は介護保険制度導入前より生じていたことが明らかとなった。

最後に本稿の分析における留意点を述べる。本分析で用いた保険者別データではなくは都道府県別データであった点である。第1期（2000-03年）の保険者別データが十分に公表されていないこと、平成の大合併のため分析対象期間において大幅に保険者数が減少したことにより、保険者別データを用いた分析を行うことが困難であった。これらの点は今後の課題とした。

参考文献

- 安藤道人「介護給付水準と介護保険料の地域差の実証分析」、『季刊社会保障研究』、第44号、2008年、94-109頁。
- 小笠原哲也「高齢化の進展による地方財政における老人福祉費への影響」、『地域政策調査』、2002年、9頁。
- 厚生労働省「都道府県ごとに見た介護の地域差」(http://www.kantei.go.jp/jp/singi/shakaihoshoukaikaku/wg_dail/siryou4-3.pdf, 2015年2月3日最終確認)、2014年。
- 齊藤愼・山本栄一・一圓光彌『福祉財政論』、有斐閣、2002年。
- 坂田周一「第3章 社会福祉の制度体系」、仲村優一・秋山智久編『社会福祉概論』、ミネルヴァ書房、2000年、51-70頁。
- 田近栄治・油井雄二「介護保険：4年間の経験で何がわかったか」、『フィナンシャルレビュー』、第72号、2004年、78-104頁。
- 畠山輝雄「改正介護保険制度移行後の介護保険サービスの実態に関する調査」、日本大学、2010年。
- 松岡佑和「介護給付水準の保険者間相互参照行動—裁量権の違いに着目して—」、『季刊社会保障研究』、第51巻第3・4号、2016a年、381-396頁。
- 松岡佑和「地域間介護給付水準の収束仮説の検証」、『医療経済研究』、第27巻2号、2016b年、100-116頁。
- 山内康弘「介護保険施設の供給における地方自治体間の空間的自己相関の検証」、『大阪大学経済学』、第55号3号、2009年、206-222頁。
- 油井雄二「保険者データによる介護保険の分析：青森県のケース」、『フィナンシャルレビュー』、第80号、2006年、187-203頁。
- Barro, R.J., and Sala-i-Martin, X., Convergence, in *Journal of Political Economy*, Vol.100, 1992a, pp.223-251.
- Barro, R.J., and Sala-i-Martin, X., Regional Growth and Migration: A Japan-United States Compariosn, in *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol.6, 1992b, pp.312-346.
- Baumol, W. J., Productivity Growth, Convergence and Welfare: What the Long-run Data Show, in *American Economic Review*, Vol.85, 1986, pp.1072-1085.
- Hitiris, T., and Nixon, J., Convergence of Health Care Expenditure in the EU Countries, in *Applied Economics Letters*, Vol.8, 2001, pp.223-228
- Iwamoto, Y. and Fukui, T., Prefunding Health and Long-term Care Insurance,

- in *Public Policy Review*, Vol.5, No.2, 2009, pp.255-286.
- Nakazawa, K. and Matsuoka, H., Change in the Strategic Interaction after Introducing Policy, Toyo University, working paper series No.21, 2015.
- Nixon, J., Convergence Analysis of Health Care Expenditure in the EU Countries Using Two Approaches, working paper, University of York, 1999.
- Sala-i-Martin, X., Regional Cohesion: Evidence and Theories of Regional Growth and Convergence, in *European Economic Review*, Vol.40, 1996, pp.1325-1352.
- Wang, Z., The Convergence of Health Care Expenditure in the US States, in *Health Economics*, Vol.18, 2009, pp.55-70.

注

- 1 安藤（2008）では介護給付水準の決定要因に関する回帰モデルの説明変数として、施設定員率、人口密度、第一、二、三次産業比率を検討し、それらの有意性を見ることにより地域差を考察するというやや間接的な形をとっている。
- 2 β 収束に関しては松岡（2016b）を参照。
- 3 1999年老人福祉費性質別内訳扶助費のデータは林正義教授（東京大学）から提供して頂いたデータである。
- 4 いずれも地域密着型サービスにおける6つのサービスのアンケート結果の平均値である。保険者における人口別アンケート結果（整備目標が達していない）は、1万人未満の保険者においては35.1%、1万人以上5万人未満で41.9%、5万人以上10万人未満で50.31%、10万人以上30万人未満で57.08%、30万人以上で74.61%、と保険者規模により大きなばらつきが生じていた。
- 5 介護給付水準の地域間収束仮説を検証する対象として、都道府県別と保険者別を考えることができる。本稿では下記の理由により保険者別を扱わなかった。『介護保険事業状況報告』において発足期である第1期（2000-2年度）における保険者別データが十分に公表されていない。2000年においては全てのデータにおいて保険者別データは公表されていない。また市区町村数が平成の大合併により3250（2000年度末）から1742（2012年度末）へと大幅に減少している。最も関心がある発足期のデータの不足のため、保険者別の分析を行うことが出来なかった。ただし、1節でも述べた通り、介護サービ

ス供給には都道府県の意向も大きく反映されているため、都道府県データを扱うことには一定の意義はあると考える。

- 6 2009 年度『介護保険事業状況報告』宮城県石巻市「介護老人保健施設」に関するデータが前年、翌年と比べ単位数が約 10 倍の異常値を取っていた。厚生労働省・宮城県・石巻市に問い合わせ、石巻市による修正申告以前のデータがそのまま掲載されていることが判明した。本稿では石巻市に提供していただいた修正データを用い、宮城県データを修正し分析を行った。
- 7 2012 年度第 1 号保険者数により総単位数割合は約 98% であり、第 1 号保険者介護保険サービスの主な利用者であることがわかる。
- 8 2012 年度『介護保険事業状況報告』における単位数において、居宅・施設・地域密着型サービスの割合は、それぞれ 52.5%、36.7%、10.6% であり、都道府県に事業所設置権限がある居宅・施設サービスの割合は全体の約 90% となる。
- 9 介護保険サービスはサービス内容によって単位数が厚生労働大臣によって定められている。この単位は全国基準であり、物価等を加味した単価がかけられサービス料が決まる。
- 10 第 5 期（2012-14 年）の介護保険財政負担構造は 1 割が利用者負担、残りの 9 割の 50% が公費、21% が第 1 号被保険者（65 歳以上）の介護保険料、29% が第 2 号被保険者（40 歳以上 65 歳未満）から支払われる第 1 期（2000-02 年）の第 1 号被保険者の負担は 17%、第 2 期（2003-5 年）は 18%、第 3 期（2006-8 年）は 19%、第 4 期（2009-11 年）は 20% と第 1 号被保険者の負担割合は増加している。
- 11 平均に関しては平均が増加したかについて、分散に関しては分散が減少したかについての片側検定である。
- 12 介護保険制度施行期（2000 年）の保険料設定の空間的自己相関は非常に強く、次期（2003 年）以降、徐々に弱くなる（Nakazawa and Matsuoka (2015)）。これは制度施行期には情報量不足のため、保険者が強い参照行動を取ったと考えられる。
- 13 (1) 全単位数／全利用者の変動係数は (2)-(4) における分母もサービス別で変化するため変動係数の分解が出来なかった。
- 14 2006 年度から地域密着型サービスが導入された。要因分析に一貫性を持たせるため、2000-05 年度（第 1-2 期）、2006-12 年度（第 3-5 期）に分けて分

析を行った。

- 15 措置制度においては利用者の負担は応能負担であり、国・都道府県・市町村の負担割合はそれぞれ 50%・25%・25% であった（坂田（2000））。
- 16 施設入所者や在宅介護などへの現物給付が扶助費として計上されていた（小笠原（2002））。
- 17 介護保険は強制加入であるため高齢者（65 歳以上人口）と第 1 号被保険者は同義である。
- 18 総務省『住民基本台帳要覧』都道府県別年齢別人口の統計は平成 5 年度末から公開しているため、1993 年度からのデータを扱う。